Revista Enfoque Disciplinario, Vol. 11 (2), 2026, pp. 50-67
https://doi.org/10.70165/enfdis.v11i1.338

CONTROL PRENATAL ATENCIÓN EN MINSA Y RESULTADOS PERINATALES ADVERSOS EN ICA. ANÁLISIS OBSERVACIONAL MEDIANTE UN MODELO PROBIT

PRENATAL CARE AT MINSA AND ADVERSE PERINATAL OUTCOMES IN ICA: AN OBSERVATIONAL ANALYSIS USING A PROBIT MODEL

Hardy Teresa Castro Antezana[1]
Juana Sebastiana Diaz Ortiz[2]
Laura Cecilia Cruz Cáceres[3]
Q´orianka Sofía de la Luz Abarca Farfán[4]

Cómo citar: Castro Antezana, H. T., Diaz Ortiz, J. S., Cruz Cáceres, L. C., & Abarca Farfán, Q. S. de la L. (2026). Control prenatal atención en Minsa y resultados perinatales adversos en ICa. Análisis observacional mediante un modelo Probit. *Enfoque Disciplinario*, *11*(2), 50-67.
https://doi.org/10.70165/enfdis.v11i2.338

Resumen

El objetivo central fue examinar las asociaciones del control prenatal adecuado, la atención en MINSA y la paridad con los resultados perinatales adversos en mujeres con parto reciente de Ica, Perú. Métodos. Se reorganizaron los resultados de una investigación observacional de datos secundarios que reportó 717 observaciones y un modelo Probit con errores estándar robustos. Se conservaron coeficientes, efectos marginales, probabilidades de escenarios y diagnósticos publicados. La fuente identifica ENDES como base principal, sin precisar de forma reproducible el periodo y los filtros utilizados. Resultados. Se reportaron 224 observaciones con resultado adverso y 493 sin él. El control prenatal adecuado presentó un coeficiente de −0,3264 (IC 95 %: −0,5821 a −0,0707; p = 0,012) y MINSA de −0,4033 (−0,6102 a −0,1964; p < 0,001). Los efectos marginales informados fueron −0,1128 y −0,1394, respectivamente. La paridad no mostró evidencia de asociación (p = 0,902). Las probabilidades predichas variaron de 0,5232 con ambos indicadores en cero a 0,2509 con ambos en uno. El AUC fue 0,5940 (IC 95 %: 0,5486 a 0,6393). Se concluye que los indicadores de atención se asociaron inversamente con el desenlace dentro de la especificación reportada. La discriminación fue limitada y los escenarios conjuntos no demuestran sinergia ni eficacia causal. Se requiere verificar la construcción de variables, el diseño muestral y la validación antes de extrapolar los resultados o utilizarlos en decisiones clínicas.

Palabras clave: atención prenatal; salud perinatal; servicios de salud; modelos Probit; estudios observacionales; Perú.

Recepción: 30 de mayo de 2026 / Evaluación: 26 de junio de 2026 / Aprobado: 29 de julio de 2026

[1] Docente en la Universidad Nacional San Luis Gonzaga. Email: hardy017@hotmail.com ORCID: https://orcid.org/0009-0004-6430-3577
[2] Docente en la Universidad Nacional San Luis Gonzaga. Email: juanadiaz@unica.edu.pe ORCID: https://orcid.org/0009-0003-6011-7032
[3] Docente en la Universidad Nacional San Luis Gonzaga. Email: lauraceciliacruzcaceres@gmail.com ORCID: https://orcid.org/0009-0002-4601-2966
[4] Docente en la Universidad Nacional San Luis Gonzaga. Email: qorianka.abarca@autonomadeica.edu.pe ORCID: https://orcid.org/0009-0004-5892-7770

Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional /CC BY-NC-SA 4.0

Abstract

The primary objective was to examine the associations between adequate prenatal care, care provided by MINSA, and parity with adverse perinatal outcomes in women who had recently given birth in Ica, Peru. Methods. The results of an observational study using secondary data—which reported 717 observations—were reorganized, and a Probit model with robust standard errors was applied. Coefficients, marginal effects, scenario probabilities, and published diagnostics were retained. The source identifies ENDES as the primary database, without reproducibly specifying the time period and filters used. Results. A total of 224 observations with adverse outcomes and 493 without adverse outcomes were reported. Adequate prenatal care had a coefficient of −0.3264 (95% CI: −0.5821 to −0.0707; $p = 0.012$) and MINSA of −0.4033 (−0.6102 to −0.1964; $p < 0.001$). The reported marginal effects were −0.1128 and −0.1394, respectively. Parity showed no evidence of an association ($p = 0.902$). The predicted odds ranged from 0.5232 when both indicators were zero to 0.2509 when both were one. The AUC was 0.5940 (95% CI: 0.5486 to 0.6393). It is concluded that the care indicators were inversely associated with the outcome within the reported specification. Discrimination was limited, and the combined scenarios did not demonstrate synergy or causal efficacy. The construction of variables, sample design, and validation must be verified before extrapolating the results or using them in clinical decisions.

Keywords: antenatal care; perinatal health; health services; Probit models; observational studies; Peru.

Introducción

Los resultados perinatales expresan la convergencia de condiciones maternas, características del embarazo y procesos de atención. Analizar su relación con los servicios de salud exige distinguir acceso, contenido y capacidad de respuesta. Una consulta registrada, la clasificación de un establecimiento y la calidad de una intervención representan aspectos relacionados, pero no intercambiables.

La Organización Mundial de la Salud concibe la atención prenatal como una plataforma para evaluación, prevención y acompañamiento durante el embarazo, dentro de un enfoque centrado en la persona (1). Esta concepción justifica estudiar la continuidad asistencial y sus resultados. No implica que cualquier indicador binario de control prenatal mida toda la calidad de esa atención.

La investigación de Reyes Mejía y colaboradores propone un enfoque estructural del riesgo perinatal en Ica y presenta una estimación Probit con control prenatal, atención en MINSA y paridad (2). Su pregunta resulta pertinente para examinar cómo las condiciones de atención se relacionan con un desenlace adverso. La interpretación depende de la definición de las variables y de las posibilidades de inferencia del diseño observacional.

El presente artículo conserva la población de referencia y las 717 observaciones informadas en esa investigación. Reúne los resultados econométricos en una estructura de publicación y examina sus implicaciones para el análisis de servicios de salud. Se diferencian las asociaciones estimadas, los contrastes entre escenarios y el desempeño predictivo, porque cada componente responde a una pregunta distinta.

El propósito es ofrecer una lectura cuantitativa precisa. Un coeficiente significativo no convierte al modelo en una herramienta clínica; una probabilidad menor en un escenario no

demuestra el efecto de una intervención; y una asociación con un indicador institucional no equivale a medir directamente la calidad de todos sus servicios.

Marco conceptual de los servicios y el riesgo perinatal

El enfoque de sistemas de salud ayuda a reconocer que la atención se desarrolla a través de recursos, procedimientos y relaciones entre niveles asistenciales. El desenlace materno y neonatal puede depender de la oportunidad con que una necesidad es identificada y atendida. El estudio de esas relaciones requiere indicadores que representen los procesos con suficiente precisión.

Kruk y colaboradores distinguen la utilización de servicios de su calidad efectiva y proponen valorar los sistemas por su capacidad de responder a las necesidades de las personas (3). Este marco orienta la discusión del presente análisis, pero no permite atribuir calidad a un establecimiento únicamente por pertenecer al sector público. Tampoco demuestra que las diferencias observadas en Ica sean explicadas por una característica institucional específica.

El libro fuente interpreta el control prenatal como componente preventivo y la atención en MINSA como aproximación a la respuesta institucional. Estas denominaciones expresan una hipótesis conceptual. Los datos presentados no incluyen mediciones directas de recursos, tiempos de referencia, cumplimiento de protocolos o capacidad resolutiva. Por ello, el artículo mantiene separadas la variable observada y la explicación que se propone para su asociación.

Los estándares de la OMS para establecimientos maternos y neonatales incluyen dimensiones de provisión y experiencia de atención (4). Su amplitud permite reconocer que un indicador de lugar de atención solo captura una parte del sistema. Evaluar calidad exige observar procesos y condiciones concretas, además de la presencia de atención.

La perspectiva estructural se conserva como marco de interpretación. No se utiliza como sinónimo de identificación causal econométrica. El modelo reportado constituye una regresión observacional de respuesta binaria y sus resultados deben analizarse dentro de ese alcance.

Atención prenatal y medición de la adecuación

La adecuación del control prenatal es un concepto que combina oportunidad, continuidad y contenido. Un recuento de contactos puede informar utilización, pero no describe por sí solo qué evaluaciones recibió la mujer ni cómo se atendieron los hallazgos. La elección de un indicador condiciona la comparación entre estudios y la interpretación de sus resultados.

Arroyave y colaboradores desarrollaron un indicador de atención prenatal que integra contacto y contenido mediante datos de encuestas nacionales (5). Su contribución metodológica consiste en mostrar una forma de aproximarse a esa multidimensionalidad. No se asume que el ICPN utilizado en la investigación de Ica sea el mismo indicador ni que haya seguido su fórmula de construcción.

En el documento fuente, ICPN se define como una variable dicotómica de control prenatal adecuado. Se mencionan inicio, frecuencia y cumplimiento de protocolos, pero no se presenta una regla operacional completa que permita clasificar un registro a partir de los ítems de la encuesta. Esta ausencia limita la reproducibilidad y la comparación con recomendaciones internacionales.

Arsenault y colaboradores examinaron la calidad de la atención prenatal en encuestas de hogares y mostraron que la cobertura de contacto puede diferir de la recepción de servicios esenciales (6). El hallazgo contextualiza la necesidad de interpretar con cautela las etiquetas de adecuación, sin transferir al presente estudio proporciones o asociaciones de otros países.

En este artículo se conserva ICPN como indicador reportado. Su coeficiente se interpreta como asociación con esa clasificación específica, pendiente de confirmar su construcción. No se identifica automáticamente con un número concreto de consultas, una certificación de calidad o el cumplimiento de todas las recomendaciones clínicas.

Objetivos y preguntas de investigación

El objetivo principal fue examinar las asociaciones del control prenatal adecuado y la atención en MINSA con los resultados perinatales adversos en la población de referencia de mujeres con parto reciente de Ica. Se mantuvo la paridad como covariable del modelo y se conservaron las estimaciones de la investigación original.

Los objetivos específicos fueron describir los coeficientes y efectos marginales reportados; comparar las probabilidades de cuatro combinaciones de los indicadores de atención; valorar la discriminación, clasificación y calibración informadas; y delimitar qué hipótesis pueden evaluarse con las salidas disponibles. La orientación principal es asociativa y la evaluación predictiva es complementaria.

Para el control prenatal y MINSA, las hipótesis nulas plantean coeficientes iguales a cero, condicionados por las covariables incluidas. Las alternativas permiten una asociación distinta de cero; el sentido inverso se establece a partir de los signos estimados. Para la paridad, no rechazar la hipótesis nula no equivale a demostrar irrelevancia clínica ni equivalencia.

La comparación entre escenarios responde a cómo varía la probabilidad estimada cuando se fijan ICPN y MINSA en cero o uno bajo el modelo. No representa una asignación experimental ni identifica resultados contrafactuales sin supuestos adicionales. La evaluación de complementariedad requiere precisar una escala y un contraste, en lugar de deducirla de que el escenario conjunto tenga el valor menor.

La pregunta predictiva es distinta: qué capacidad tiene el modelo para ordenar observaciones con y sin desenlace adverso. Su respuesta depende del AUC, de la calibración y de la validación. El artículo evita tratar la significancia de los coeficientes como prueba suficiente de utilidad para clasificar personas.

Métodos y población de estudio

Se presenta un análisis observacional de datos secundarios, descrito en la investigación de origen como no experimental y transversal (2). La población de interés corresponde a mujeres en edad reproductiva con un parto reciente en la región Ica, Perú. La unidad de análisis se describe como el registro individual de una gestante o madre con información sobre atención prenatal, parto y desenlace perinatal.

Las tablas del modelo informan 717 observaciones, cifra que se adopta como tamaño analítico. No se sustituye esa población por pacientes de un hospital, por recién nacidos de una cohorte específica ni por estudiantes. La publicación del libro se sitúa en 2026, pero ese dato editorial no permite determinar el año de los registros analizados.

La fuente identifica la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar como base principal. Sin embargo, no precisa de manera suficiente edición, módulos, ventana del parto reciente, códigos de unión o filtros regionales. No se asigna un año de ENDES a las estimaciones, porque la referencia bibliográfica a una edición no acredita que esa edición haya generado la muestra final.

El trabajo con resultados agregados comprendió la organización de las tablas de coeficientes, efectos marginales, escenarios y diagnósticos. No se dispuso de microdatos ni de

sintaxis para una reestimación independiente. Los valores se presentan como reportados en la investigación original y las operaciones adicionales se identifican expresamente.

Las recomendaciones STROBE orientan el reporte transparente de estudios observacionales (7). Se utilizaron como referencia para distinguir información disponible y limitaciones, sin declarar un cumplimiento completo que la documentación no permite acreditar.

Definición del desenlace y las covariables

Tabla 1 Variables incluidas en la especificación reportada

Variable	Codificación reportada	Alcance
RPA	1 adverso; 0 no adverso	Desenlace binario; composición por verificar
ICPN	1 adecuado; 0 no adecuado	Control prenatal; regla exacta no especificada
MINSA	1 atención MINSA; 0 referencia	No equivale a todo parto institucional
Paridad	Número de hijos previos	Definición reproductiva por confirmar

Fuente: definiciones conceptuales y operacionales del libro de investigación.

El desenlace RPA se describe como indicador de presencia o ausencia de resultado perinatal adverso. Se mencionan bajo peso, prematuridad o complicaciones inmediatas, pero no se establece de manera reproducible qué eventos integraron la variable final, sus umbrales ni el periodo de observación. No se atribuye al desenlace una definición clínica más precisa que la documentada.

MINSA se refiere a atención en establecimientos del sistema público según la descripción principal. En otros pasajes aparece equiparada a atención institucional. Estas categorías no son equivalentes: otros prestadores pueden brindar atención institucional. La etiqueta MINSA se mantiene para evitar convertir el grupo de referencia en un conjunto necesariamente no institucional.

La paridad se describe como número de hijos previos. Debe verificarse si el registro utilizado corresponde a hijos nacidos vivos, partos anteriores u otra definición reproductiva. Esa diferencia afecta su interpretación y no puede resolverse a partir de la tabla de regresión.

Especificación econométrica y estimación

El modelo Probit relaciona el desenlace binario con una función de distribución normal estándar. En notación compacta, la especificación es $P(RPA = 1 \mid X) = \Phi(\beta 0 + \beta 1\ ICPN + \beta 2\ MINSA + \beta 3\ Paridad)$. La función Φ transforma el índice lineal en una probabilidad entre cero y uno.

El documento reporta estimación por máxima verosimilitud con errores estándar robustos. La documentación de Stata distingue estimación Probit, errores robustos y ajustes para encuestas complejas (8). Se conserva la descripción de errores robustos, sin asumir que se haya incorporado automáticamente el diseño de una encuesta nacional.

Los coeficientes expresan cambios en el índice del modelo, no puntos porcentuales. Un coeficiente negativo indica una relación inversa con la probabilidad, bajo la especificación, pero su magnitud requiere transformación para expresarse en la escala de probabilidad. Tampoco corresponde exponenciarlo para interpretarlo como una razón de momios.

La paridad ingresa linealmente en el índice y no se presenta un término de interacción entre ICPN y MINSA. La no linealidad de Φ permite que los contrastes en probabilidades varíen con las covariables, aun sin un producto explícito. Esa propiedad matemática no constituye por sí misma evidencia de sinergia clínica o institucional.

El ajuste global se resume mediante Wald, log pseudoverosimilitud y pseudo R^2. Se informa cada medida según su significado. El pseudo R^2 no se interpreta como proporción de varianza explicada equivalente al R^2 de una regresión lineal. El tamaño muestral, por sí solo, tampoco garantiza potencia, identificación causal ni representatividad.

Efectos marginales y comparaciones de escenarios

La investigación informa efectos marginales promedio para ICPN, MINSA y paridad. En una covariable continua, la derivada de la probabilidad respecto de esa variable depende de la densidad normal y del coeficiente. Para una variable binaria, una interpretación de cambio de cero a uno requiere calcular una diferencia discreta entre probabilidades.

La documentación de Stata sobre análisis marginal distingue derivadas de cambios discretos cuando se especifican variables categóricas (9). La fuente utiliza la notación dy/dx, pero no aporta la sintaxis necesaria para verificar cómo se trataron ICPN y MINSA. Por ello, se conservan los valores como efectos marginales reportados y no se afirma que correspondan inequívocamente al contraste binario de cero a uno.

Los cuatro escenarios fijan los indicadores en las combinaciones 00, 01, 10 y 11. La fuente señala que las demás condiciones se mantienen constantes, sin precisar el valor de paridad ni si las predicciones fueron estandarizadas sobre la muestra. Se presentan como escenarios del modelo, no como prevalencias observadas en cuatro grupos.

Las diferencias entre probabilidades se calculan mediante resta de los puntos estimados publicados. No se obtienen intervalos de confianza para esas diferencias porque falta la covarianza de las predicciones. Restar límites de intervalos separados no ofrece un intervalo válido del contraste.

Se examina adicionalmente la diferencia de diferencias en escala absoluta para valorar la afirmación de complementariedad. Esta operación es descriptiva y utiliza cifras redondeadas. No reemplaza una prueba formal de interacción ni permite concluir un mecanismo causal de cooperación entre componentes de atención.

Diseño muestral y calidad de los datos

Las encuestas ENDES emplean un diseño muestral que debe incorporarse de manera específica al realizar inferencias poblacionales. La ficha técnica de ENDES 2024 documenta elementos del diseño y la selección de unidades (10). Se consulta como referencia metodológica, sin atribuir esa edición a los registros del modelo de Ica.

La investigación original indica depuración de observaciones incompletas y construcción de variables. No presenta el número de registros antes de los filtros, la cantidad excluida por cada razón ni una comparación entre observaciones completas e incompletas. La selección por casos completos puede modificar la composición analítica y necesita un flujo documentado.

La procedencia de una encuesta probabilística no garantiza que cualquier subconjunto conserve representatividad sin ajustes. Es necesario conocer ponderadores, estratos, conglomerados y procedimiento de análisis de subpoblaciones. Los errores robustos generales no sustituyen por sí mismos todos esos elementos.

La distinción entre mujer, embarazo, parto y recién nacido también requiere atención. Si una madre aporta varios eventos o un parto múltiple genera varios registros, puede existir dependencia dentro de una misma unidad familiar. El documento no permite determinar si hubo esa situación ni cómo se trató. No se presupone independencia únicamente por disponer de 717 filas.

La revisión de calidad debe confirmar rangos, códigos de no respuesta y consistencia entre las variables. En especial, RPA necesita una definición exacta que permita identificar el mismo desenlace en una réplica. Sin esa definición, la interpretación de frecuencia y asociación queda restringida a la clasificación utilizada por el equipo original.

Resultados

Resultados de la muestra analítica y ajuste global

Tabla 2 Observaciones y medidas de ajuste del modelo Probit

Indicador	Valor
Observaciones	717
Con RPA	224
Sin RPA	493
Frecuencia analítica de RPA	31,24 %
Log pseudoverosimilitud	−435,456
Wald χ^2 con 3 gl	21,07
p global	0,0001
Pseudo R^2	0,0238

Fuente: tablas de estimación y discriminación de la investigación original. La proporción de RPA se calcula con los recuentos publicados y no constituye una estimación regional ponderada.

Se reportaron 224 observaciones con RPA y 493 sin RPA. La frecuencia analítica del evento fue de 31,24 %. No se dispone de distribución por edad, educación, residencia, nivel económico o categoría de atención que permita caracterizar con mayor detalle la muestra.

El estadístico de Wald indica evidencia conjunta de asociación de las covariables bajo el procedimiento reportado. No determina qué componentes del sistema explican el desenlace ni acredita ausencia de confusión. El resultado global puede coexistir con una capacidad predictiva limitada.

El pseudo R^2 informado fue 0,0238. Esta medida describe ajuste relativo de verosimilitud y no significa que el modelo explique el 2,38 % de la varianza del riesgo clínico. La interpretación sustantiva requiere examinar asociaciones e incertidumbre por separado.

Resultados de los coeficientes Probit

Tabla 3 Coeficientes del modelo con errores estándar robustos

Variable	Coeficiente	EE robusto	p	IC 95 %
ICPN	−0,3264	0,1305	0,012	−0,5821 a −0,0707
MINSA	−0,4033	0,1056	< 0,001	−0,6102 a −0,1964
Paridad	−0,0049	0,0402	0,902	−0,0837 a 0,0739
Constante	0,0696	0,1696	0,681	−0,2627 a 0,4020

Fuente: estimación Probit reportada. Los valores p impresos como 0,000 se expresan como p < 0,001. IC: intervalo de confianza.

ICPN y MINSA presentaron coeficientes negativos cuyos intervalos no incluyeron cero. La asociación inversa corresponde al ajuste mutuo por los tres predictores incluidos. No es un ajuste por todas las características clínicas y sociales que podrían estar relacionadas con la atención y el desenlace.

La paridad tuvo un coeficiente cercano a cero, con un intervalo que incluyó valores negativos y positivos. Este resultado no permite concluir que la experiencia reproductiva carezca de relevancia. Solo indica falta de evidencia de una asociación lineal en el índice bajo la especificación reportada.

La constante representa el índice cuando las covariables toman cero. Su interpretación sustantiva depende de que esa combinación tenga sentido y soporte en la muestra. No se utiliza como estimación general del riesgo regional.

Las magnitudes de los coeficientes no se interpretan como reducciones porcentuales. Su comparación tampoco demuestra superioridad causal de la atención en MINSA frente al control prenatal. La escala de las variables, la incertidumbre y la construcción de cada indicador deben considerarse antes de establecer jerarquías.

Resultados de los efectos marginales reportados

Tabla 4 Efectos marginales promedio del modelo Probit

Variable	dy/dx	EE	p	IC 95 %
ICPN	−0,1128	0,0445	0,011	−0,2001 a −0,0255
MINSA	−0,1394	0,0354	< 0,001	−0,2088 a −0,0700
Paridad	−0,0017	0,0139	0,902	−0,0289 a 0,0255

Fuente: efectos marginales del documento original. Se conservan estimación e intervalo en escala de probabilidad. La forma de cálculo para indicadores binarios necesita verificación.

El efecto marginal de ICPN fue −0,1128, equivalente numéricamente a −11,28 puntos porcentuales. Su intervalo fue de −20,01 a −2,55 puntos. Para MINSA, la estimación fue −0,1394, con intervalo de −20,88 a −7,00 puntos. Ambos valores conservaron el sentido inverso de los coeficientes.

Estas magnitudes pertenecen al resumen marginal informado. No son necesariamente iguales a las diferencias entre los cuatro escenarios, porque pueden utilizar condiciones de

evaluación distintas. Tampoco se identifican automáticamente con reducciones del riesgo obtenidas al ofrecer una intervención a una población.

Para paridad se reportó −0,0017, con intervalo de −0,0289 a 0,0255 y p = 0,902. La incertidumbre es compatible con asociaciones en ambos sentidos. No se emplea esta falta de significancia para eliminar la paridad por motivos exclusivamente estadísticos.

La diferencia de magnitud entre los efectos de ICPN y MINSA no fue contrastada formalmente. Que sus estimaciones puntuales difieran no demuestra que una asociación sea estadísticamente mayor que la otra. Se conserva la comparación descriptiva y se evita transformarla en una prioridad de inversión basada solo en el tamaño del coeficiente.

Resultados de las probabilidades predichas

Tabla 5 Probabilidades de RPA bajo combinaciones de los indicadores de atención

ICPN y MINSA	Probabilidad	EE	IC 95 %
0 y 0	0,5232	0,0549	0,4156 a 0,6307
0 y 1	0,3650	0,0465	0,2738 a 0,4561
1 y 0	0,3942	0,0346	0,3265 a 0,4620
1 y 1	0,2509	0,0204	0,2109 a 0,2909

Fuente: probabilidades predichas del libro. Las etiquetas se expresan mediante códigos para evitar llamar intervención a una exposición observacional.

La probabilidad más alta se reportó cuando ICPN y MINSA tomaron cero: 0,5232. Con MINSA en uno e ICPN en cero fue 0,3650; con ICPN en uno y MINSA en cero fue 0,3942. La combinación de ambos indicadores en uno presentó 0,2509.

Los escenarios muestran una ordenación coherente con los signos negativos del modelo. Describen la función estimada bajo valores fijados de las covariables. No son cuatro riesgos empíricos calculados directamente en grupos con asignación comparable.

La amplitud de los intervalos varió entre escenarios. El menor error estándar del escenario conjunto no acredita que ese grupo sea más homogéneo ni que una política obtenga necesariamente ese resultado. La precisión depende de cómo se construyó la predicción y de su relación con los parámetros estimados.

No se informa la frecuencia de observaciones en cada combinación de atención. Sin esa distribución no puede evaluarse el soporte de los escenarios ni el grado de extrapolación. La comparación debe mantenerse como descripción del modelo, pendiente de confirmar los valores de las demás covariables y el procedimiento de estandarización.

Contrastes descriptivos y alcance de la complementariedad

Tabla 6 Diferencias calculadas a partir de las probabilidades publicadas

Comparación	Operación	Diferencia p.p.
ICPN con MINSA = 0	P10 − P00	−12,90
MINSA con ICPN = 0	P01 − P00	−15,82

Comparación	Operación	Diferencia p.p.
Ambos frente a ninguno	P11 − P00	−27,23
Contraste aditivo	P11 − P10 − P01 + P00	+1,49

Fuente: operaciones aritméticas con los cuatro puntos estimados de la tabla 5. No se dispone de intervalos para los contrastes.

El escenario conjunto tuvo una probabilidad 27,23 puntos porcentuales menor que el escenario 00. Sin embargo, la suma de las reducciones individuales desde ese mismo escenario fue 28,72 puntos. El contraste aditivo P11 − P10 − P01 + P00 resultó +0,0149, equivalente a +1,49 puntos porcentuales.

En la escala de reducción absoluta del desenlace adverso, ese valor no describe una reducción conjunta superior a la suma de las reducciones individuales. La menor probabilidad con ambos indicadores en uno es compatible con dos asociaciones inversas y con la no linealidad del enlace, sin demostrar sinergia.

La comparación depende de la escala y del procedimiento de predicción. No se presenta una prueba de interacción, ni un intervalo del contraste, ni una especificación que permita identificar efectos causales. Por tanto, la hipótesis de complementariedad estructural no queda demostrada por estas probabilidades.

El hallazgo relevante que se conserva es la menor probabilidad estimada en el escenario conjunto. Su interpretación debe diferenciarse de una afirmación sobre mecanismos de cooperación institucional o sobre el resultado de implementar simultáneamente dos intervenciones.

Discriminación del modelo

Tabla 7 Área bajo la curva ROC y su incertidumbre

Medida	Valor	IC 95 %
AUC	0,5940	0,5486 a 0,6393
Error estándar del AUC	0,0231	—
Observaciones	717	—

Fuente: evaluación ROC del modelo reportado en las 717 observaciones.

El AUC de 0,5940 indica una capacidad limitada para ordenar observaciones con y sin el desenlace. Su intervalo de confianza se encuentra por encima de 0,5, pero la distancia respecto del azar sigue siendo modesta. La significancia de esa diferencia no equivale a un desempeño suficiente para la práctica clínica.

El AUC no representa el porcentaje de pacientes clasificados correctamente. Resume la discriminación a través de distintos umbrales y no informa si las probabilidades están bien calibradas. Tampoco establece qué punto de corte produciría un balance aceptable entre omisiones y alertas.

Las recomendaciones TRIPOD destacan la transparencia al describir modelos y su evaluación (11). Se consideran como referencia para delimitar el componente predictivo exploratorio. No se afirma que el presente modelo constituya una herramienta pronóstica validada, porque no se documenta validación externa ni evaluación de utilidad clínica.

El desempeño parece haber sido calculado en la muestra de estimación, aunque no se informa un conjunto de prueba independiente. En ausencia de una descripción de validación, no puede afirmarse que el valor se mantendría en otras mujeres, periodos o establecimientos.

La interpretación general debe combinar el AUC con las limitaciones de medición y selección. Un modelo puede mostrar asociaciones estadísticamente detectables y aun así aportar poca discriminación individual. Esa coexistencia es central para entender los resultados y evitar usos que exceden la evidencia.

Clasificación a partir de un punto de corte

Tabla 8 Porcentajes de clasificación reportados por desenlace observado

Desenlace observado	Predicción no RPA	Predicción RPA
No RPA	64,84 %	35,16 %
RPA	45,33 %	54,67 %

Fuente: matriz porcentual de la investigación original. El punto de corte se describe como la prevalencia del evento; no se aporta el valor ponderado ni la sintaxis.

La sensibilidad informada fue de 54,67 % y la especificidad de 64,84 %. En términos porcentuales, la matriz implica que 45,33 % de las observaciones con RPA fueron clasificadas como negativas y 35,16 % de las observaciones sin RPA como positivas. Son resultados de clasificación, no tasas de error verificadas en una población externa.

La fuente reporta 61,0 % de clasificación global correcta. Al combinar sensibilidad, especificidad y los recuentos no ponderados publicados se obtiene aproximadamente 61,66 %, diferencia que requiere verificar denominadores, ponderación o transcripción. No se reconstruyen conteos enteros a partir de estos porcentajes.

Como comparación aritmética, clasificar todas las observaciones como no RPA produciría 493/717 = 68,76 % de aciertos no ponderados, pero sensibilidad nula. Esto muestra por qué el porcentaje global de acierto, aislado, no acredita utilidad clínica.

Elegir la prevalencia como umbral no garantiza una decisión óptima. El costo de omitir un evento y el de generar una alerta requieren consideración explícita. El estudio no evalúa esos costos ni el beneficio neto; sus resultados no justifican un protocolo de clasificación clínica.

Calibración de las probabilidades

Tabla 9 Resumen aproximado de calibración presentado en la investigación

Nivel	Probabilidad predicha	RPA observado
Bajo	≈ 0,25	≈ 0,21 a 0,26
Medio	≈ 0,35 a 0,39	≈ 0,33 a 0,42

Nivel	Probabilidad predicha	RPA observado
Alto	≈ 0,52	≈ 0,42

Fuente: tabla de niveles de riesgo del libro. Los valores son aproximaciones y no se convierten en frecuencias exactas.

La fuente describe agrupación por deciles, pero presenta un resumen de tres niveles con intervalos aproximados. No incluye el tamaño de cada grupo ni las frecuencias exactas del desenlace. Esta información permite una lectura orientativa, aunque no una evaluación cuantitativa reproducible de calibración.

En el nivel alto se informa una predicción cercana a 0,52 y una frecuencia observada próxima a 0,42. La diferencia sugiere posible sobreestimación en ese resumen. Sin denominadores e intervalos no se puede determinar su precisión ni descartar variabilidad muestral.

La calibración se refiere a la correspondencia entre probabilidades y frecuencias observadas. La capacidad de ordenar grupos de menor a mayor riesgo pertenece a la discriminación. Son propiedades relacionadas, pero una ordenación creciente no demuestra que las probabilidades sean correctas en magnitud.

No se reportan intercepto o pendiente de calibración, curva completa ni una medida global de error probabilístico. Tampoco se informa evaluación fuera de la muestra de ajuste. En consecuencia, se evita calificar la calibración como adecuada de manera concluyente.

Para una evaluación posterior se requiere conservar predicciones y desenlaces individuales, definir los grupos y presentar incertidumbre. La tabla disponible se mantiene como resultado exploratorio del documento original, sin crear deciles, valores o gráficos que no puedan reconstruirse.

Diagnóstico de especificación mediante linktest

Tabla 10 Resultados reportados de la prueba de especificación

Término	Coeficiente	EE	p	IC 95 %
_hat	−0,3297	0,8643	0,701	−2,0238 a 1,3644
_hatsq	−1,6560	1,0286	0,109	−3,6711 a 0,3592
Constante	0,1652	0,1783	0,355	−0,1843 a 0,5147

Fuente: tabla linktest del documento original. Se conservan coeficientes y errores estándar.

El término cuadrático _hatsq presentó p = 0,109, por encima de 0,05. Este resultado no aporta evidencia suficiente para rechazar el modelo mediante esa prueba particular. No demuestra que la especificación sea correcta, que se hayan incluido todos los factores relevantes o que los coeficientes estén libres de sesgo.

La documentación de Stata describe linktest como una exploración de especificación mediante el valor predicho y su cuadrado (12). La interpretación no consiste en exigir que ambos

términos sean no significativos. El término lineal no significativo, p = 0,701 en esta tabla, tampoco funciona como evidencia adicional de validez.

La investigación original atribuye una conclusión favorable amplia a la no significancia de ambos términos. El artículo conserva la salida numérica y restringe la conclusión: la prueba no detectó evidencia concluyente mediante el componente cuadrático, con las condiciones y potencia del análisis reportado.

El diagnóstico funcional no sustituye la revisión de los indicadores ni resuelve confusión, selección de casos completos o problemas del diseño muestral. Tampoco confirma utilidad predictiva, que debe evaluarse con métodos y datos apropiados.

Para verificar el resultado se necesita la sintaxis, la muestra usada y las opciones de estimación. La ausencia de rechazo es un dato de diagnóstico que acompaña el modelo, no un certificado de adecuación general.

Comparación entre las especificaciones Probit y Logit

Tabla 11 Coeficientes y valores p en ambas funciones de enlace

Variable	β Probit	p Probit	β Logit	p Logit
ICPN	−0,3264	0,012	−0,5303	0,013
MINSA	−0,4033	< 0,001	−0,6588	< 0,001
Paridad	−0,0049	0,902	−0,0099	0,881
Constante	0,0696	0,681	0,1127	0,688

Fuente: comparación reportada en el libro. Los coeficientes pertenecen a escalas diferentes y no se comparan como si fueran efectos en probabilidad.

ICPN y MINSA conservaron signos negativos en ambos modelos, mientras que paridad permaneció sin evidencia de asociación al nivel nominal. Esta concordancia respalda estabilidad cualitativa frente al cambio de enlace. No demuestra robustez ante variables omitidas, errores de medición o selección.

La log pseudoverosimilitud fue −435,456 en Probit y −435,087 en Logit, con 717 observaciones en ambos casos. La fuente informó pseudo R^2 de 0,0238 y 0,0236. La relación entre esos valores requiere verificación: con igual muestra, ponderación y verosimilitud nula, una mejor verosimilitud ajustada debería reflejarse de manera coherente en el pseudo R^2 de McFadden.

No se elige un modelo como superior a partir de diferencias pequeñas de ajuste ni se interpreta el Logit como validación externa. Ambos se estiman sobre el mismo contexto y comparten los límites de información.

Una comparación ampliada debería incluir contrastes en probabilidades, calibración y validación bajo reglas comunes. Esas evaluaciones se proponen para trabajo posterior y no se presentan como pruebas ya ejecutadas.

Contrastación de las hipótesis

Tabla 12 Alcance de las decisiones derivadas de los resultados disponibles

Hipótesis	Evidencia	Conclusión
Asociación conjunta	Wald p = 0,0001	Rechazo de H0 global
ICPN sin asociación	p = 0,012	Asociación inversa
MINSA sin asociación	p < 0,001	Asociación inversa
Paridad sin asociación	p = 0,902	No rechazar H0
Sinergia de atención	Sin contraste inferencial	No demostrada

Fuente: valores p y escenarios de la investigación original, con interpretación delimitada al diseño observacional.

La hipótesis nula global de coeficientes iguales a cero se rechazó según el Wald reportado. Las asociaciones de ICPN y MINSA fueron inversas y estadísticamente detectables. Estas decisiones corresponden al modelo ajustado por paridad y por el otro indicador de atención.

La ausencia de evidencia para paridad no permite sostener una hipótesis de efecto nulo como si se hubiera probado equivalencia. Tampoco acredita que los factores institucionales sean más importantes que todos los determinantes individuales. Solo se incluyó una covariable reproductiva y no se contrastaron formalmente bloques amplios de predictores.

La combinación de ambos indicadores tuvo la menor probabilidad predicha, pero la interacción no fue sometida a una prueba formal. La hipótesis de sinergia se considera no demostrada. La comparación aritmética en escala absoluta no muestra una reducción supra aditiva en los puntos estimados.

La contrastación evita convertir los resultados favorables en conclusiones generales sobre causalidad, calidad institucional o capacidad clínica de clasificación. Las hipótesis se interpretan en relación con las variables realmente incluidas y con la información que permite la documentación.

Discusión

Discusión del control prenatal y los resultados perinatales

La asociación inversa entre ICPN y RPA es compatible con la hipótesis de que mejores condiciones de seguimiento prenatal se relacionan con un desenlace más favorable. La estimación ajustada y el intervalo de confianza aportan información sobre dirección e incertidumbre. Su lectura depende de confirmar qué condiciones se exigieron para clasificar la atención como adecuada.

El marco de la OMS sobre atención prenatal considera evaluación y prevención dentro de una experiencia de atención centrada en las personas (1). El presente resultado puede discutirse en ese contexto, pero no identifica qué actividades explican la asociación. La variable binaria no permite separar inicio temprano, frecuencia, contenido o respuesta a hallazgos.

También existen explicaciones alternativas. La utilización de atención puede relacionarse con condiciones socioeconómicas, educación, residencia o riesgo obstétrico previo. Las mujeres con complicaciones pueden recibir mayor seguimiento, mientras que otras pueden enfrentar

barreras para acceder. La dirección y magnitud de esos mecanismos no pueden determinarse con la información presentada.

La inclusión de paridad no controla todas esas diferencias. Los errores robustos modifican la estimación de incertidumbre bajo determinados supuestos, pero no eliminan confusión o endogeneidad. Por ello, la asociación no se interpreta como reducción causal que se obtendría al modificar únicamente ICPN.

La discusión favorece mejorar la medición del seguimiento prenatal y estudiar procesos específicos. El resultado permite formular preguntas sobre continuidad y contenido; no proporciona evidencia suficiente para elegir un número de consultas, una modalidad de atención o una intervención clínica particular.

Discusión de la atención en MINSA y la paridad

MINSA presentó una asociación inversa con el desenlace dentro de la especificación reportada. La interpretación más directa es que los registros clasificados con ese indicador mostraron menor probabilidad estimada, condicionada por ICPN y paridad. La asociación no demuestra que todos los establecimientos MINSA tengan igual calidad ni que otros prestadores carezcan de capacidad resolutiva.

El grupo de referencia necesita una descripción clara. Si reúne atención privada, seguridad social y atención no institucional, la comparación combinaría situaciones distintas. Si el indicador se construyó de otra manera, su significado cambiaría. La equivalencia entre MINSA e institucionalización, utilizada en algunos pasajes del libro, debe resolverse en el diccionario de datos.

La calidad institucional puede ser una explicación conceptual, pero no fue medida directamente mediante recursos, procedimientos o experiencia de atención. El marco de estándares de la OMS ayuda a identificar dimensiones que deberían observarse en una evaluación específica (4). No permite adjudicarles el coeficiente de MINSA como si fueran el mismo constructo.

Para paridad no se encontró evidencia de asociación lineal en el modelo. Esto no descarta relaciones no lineales, diferencias entre primeras gestaciones y alta paridad o modificación por edad y antecedentes. Esas posibilidades no fueron evaluadas y no deben describirse como hallazgos.

La comparación entre indicadores institucionales y características individuales permanece incompleta. Un análisis con tres predictores no establece una jerarquía general de determinantes del riesgo. La conclusión debe referirse a esta especificación y reconocer la necesidad de covariables adicionales justificadas por la pregunta de investigación.

Implicaciones para el análisis y la gestión sanitaria

Las asociaciones observadas motivan examinar la continuidad entre atención prenatal y servicios del parto. Esta implicación no depende de afirmar sinergia estadística: dos componentes pueden ser relevantes para la gestión aun cuando el modelo no demuestre una interacción. La prioridad es conocer cómo se organizan los procesos y qué resultados producen.

Una aplicación razonable de la evidencia es mejorar los registros y su vinculación, de manera que los indicadores representen contenido, oportunidad y respuesta. Se propone documentar referencias, seguimiento y características de los servicios en futuros estudios. Tales

propuestas no se presentan como componentes ya medidos ni como intervenciones cuya efectividad haya sido estimada.

El modelo actual no ofrece fundamento suficiente para clasificar clínicamente a mujeres como de alto o bajo riesgo. El AUC limitado, la sensibilidad reportada y la falta de validación aconsejan mantener su función analítica. No debería sustituir una valoración profesional ni protocolos establecidos.

La priorización de recursos requiere estimar necesidades, costos, cobertura y resultados de intervenciones específicas. Comparar coeficientes de ICPN y MINSA no proporciona un análisis de costo efectividad. Tampoco permite concluir que invertir en un componente generaría la reducción exacta mostrada por los escenarios.

La investigación puede contribuir a una agenda regional si sus datos y definiciones se hacen trazables. El aporte consiste en identificar asociaciones que merecen verificación y en mostrar qué información falta para pasar de una regresión observacional a una evaluación útil de servicios y políticas.

Limitaciones y alcance de la inferencia

La principal limitación es la insuficiente identificación de la base analítica: no se precisan año, módulos, filtros ni ventana temporal del parto reciente. Tampoco se documentan ponderación, estratificación y conglomeración del análisis. Por ello, los resultados no pueden asumirse automáticamente representativos de toda la población de Ica.

La definición del desenlace compuesto y la construcción de ICPN y MINSA requieren confirmación. Sin umbrales, códigos y reglas de combinación, no es posible reproducir las variables ni comparar de forma inequívoca las estimaciones con otras investigaciones. La etiqueta riesgo perinatal no sustituye esa especificación.

El diseño observacional y el ajuste limitado impiden atribuir causalidad. La selección de casos completos, el recuerdo de la atención y los factores no observados pueden influir en las asociaciones. No se conoce el flujo de exclusión ni la dependencia entre registros vinculados a una misma mujer o parto.

Los efectos marginales y escenarios carecen de sintaxis suficiente para verificar su construcción. La calibración se presenta de manera aproximada y existen discrepancias entre clasificación global y porcentajes tabulados. La comparación de pseudo R^2 también necesita revisión. Se preservan los valores reportados sin dar por resueltas estas cuestiones.

Finalmente, no se documenta validación externa ni utilidad clínica. La discriminación es limitada y la menor probabilidad conjunta no demuestra sinergia. Estas restricciones sitúan el artículo como evidencia asociativa de un conjunto analítico definido, con necesidad de verificación de datos y de ampliación metodológica antes de extraer conclusiones poblacionales o clínicas.

Conclusiones

En las 717 observaciones reportadas para mujeres con parto reciente de Ica, el control prenatal adecuado y la atención en MINSA presentaron asociaciones inversas con el indicador de resultado perinatal adverso. Los coeficientes y efectos marginales conservaron ese sentido en la especificación Probit, y la comparación con Logit mostró concordancia cualitativa.

La paridad no mostró evidencia de asociación lineal bajo el ajuste presentado. Este resultado no demuestra equivalencia, ausencia de relevancia clínica ni superioridad general de los factores institucionales frente a todos los determinantes individuales.

La probabilidad predicha fue menor cuando ambos indicadores de atención tomaron uno. La diferencia respecto del escenario con ambos en cero fue de 27,23 puntos porcentuales. Ese contraste describe la función del modelo y no identifica el efecto causal de una intervención. Los puntos publicados tampoco demuestran una reducción supra aditiva en escala absoluta.

El AUC de 0,5940 indica discriminación limitada. La significancia global del modelo no compensa esa limitación ni justifica una herramienta clínica de clasificación. Los resultados de calibración, linktest y cambio de enlace deben entenderse como diagnósticos parciales.

La investigación aporta una pregunta relevante sobre atención y desenlaces perinatales, pero requiere definir con precisión el periodo, la muestra y las variables, además de verificar ponderación y procedimientos analíticos. El avance hacia una evaluación regional más sólida depende de esa trazabilidad y de una validación apropiada, manteniendo separadas asociación, predicción y causalidad.

Referencias bibliográficas

1. World Health Organization. WHO recommendations on antenatal care for a positive pregnancy experience. Geneva: WHO; 2016. Disponible en: https://www.who.int/publications/i/item/9789241549912
2. Reyes Mejía MG, Ruíz Reyes RE, García Gutiérrez JE, Puertas V. Riesgo perinatal y sistema de salud: un enfoque estructural basado en evidencia econométrica, Ica, Peru. Cartagena: Editorial Mundo Interdisciplinario; 2026. Obra proporcionada por la solicitante. Datos editoriales según el archivo recibido.
3. Kruk ME, Gage AD, Arsenault C, Jordan K, Leslie HH, Roder-DeWan S, et al. High-quality health systems in the Sustainable Development Goals era: time for a revolution. Lancet Glob Health. 2018;6(11):e1196–e1252. doi:10.1016/S2214-109X(18)30386-3
4. World Health Organization. Standards for improving quality of maternal and newborn care in health facilities. Geneva: WHO; 2016. Disponible en: https://www.who.int/publications/i/item/9789241511216
5. Arroyave L, Saad GE, Victora CG, Barros AJD. A new content-qualified antenatal care coverage indicator: development and validation of a score using national health surveys in low- and middle-income countries. J Glob Health. 2021;11:04008. doi:10.7189/jogh.11.04008
6. Arsenault C, Jordan K, Lee D, Dinsa G, Manzi F, Marchant T, et al. Equity in antenatal care quality: an analysis of 91 national household surveys. Lancet Glob Health. 2018;6(11):e1186–e1195. doi:10.1016/S2214-109X(18)30389-9
7. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP; STROBE Initiative. Strengthening the reporting of observational studies in epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. BMJ. 2007;335:806–808. doi:10.1136/bmj.39335.541782
8. StataCorp. Probit regression. Stata Base Reference Manual. College Station: Stata Press. Disponible en: https://www.stata.com/manuals/rprobit.pdf
9. StataCorp. How can I estimate proportional changes using margins for categorical variables? Statistical software documentation. Disponible en: https://www.stata.com/support/faqs/statistics/proportional-changes-using-margins/

10. Instituto Nacional de Estadística e Informática. Ficha técnica de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 2024. Lima: INEI. Disponible en: https://proyectos.inei.gob.pe/iinei/srienaho/Descarga/DocumentosMetodologicos/2024-5/FichaTecnica.pdf
11. Collins GS, Reitsma JB, Altman DG, Moons KGM. Transparent reporting of a multivariable prediction model for individual prognosis or diagnosis (TRIPOD): the TRIPOD statement. BMJ. 2015;350:g7594. doi:10.1136/bmj.g7594
12. StataCorp. Linktest specification link test for single-equation models. Stata Base Reference Manual. Disponible en: https://www.stata.com/manuals/rlinktest.pdf